

# La stabilité des prix des ressources non renouvelables On the stability of non-replenishable resources prices

James J. McRae

Volume 53, numéro 4, octobre–décembre 1977

L'économie des ressources naturelles

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/800748ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/800748ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

McRae, J. J. (1977). La stabilité des prix des ressources non renouvelables.  
*L'Actualité économique*, 53(4), 587–609. <https://doi.org/10.7202/800748ar>

Résumé de l'article

One particular problem with the competitive solution to resource pricing is the potential for resource price instability. Using monthly data on prices for five different minerals the author examines, with the help of statistical techniques, the behaviour of prices over the years 1922-1974. He finds that fears of potential resource price instability have been overstated. Due either to the capitalization reactions of resource owners, or to the fact that resource markets are characterized by a monopolized industrial structure, real resource prices appear to show remarkable stability.

# LA STABILITÉ DES PRIX DES RESSOURCES NON RENOUVELABLES \*

## 1) *Introduction*

Les discussions concernant l'état de nos réserves de ressources naturelles essentielles et non renouvelables ont tourné autour de deux questions principales. La première concerne le taux d'épuisement optimal d'une ressource et la seconde, l'aptitude des institutions de notre économie de marché à réaliser ce taux d'utilisation optimale. Plusieurs analystes professionnels ont décrit avec réserve les propriétés des solutions que permet de dégager le marché en regard de la détermination des prix des ressources. En plus des problèmes classiques associés aux structures de marché en concurrence imparfaite et aux effets externes, ces analyses suggèrent que des problèmes plus sérieux encore peuvent surgir <sup>1</sup>.

Ainsi, le taux de rendement privé sur le capital physique reflète-t-il vraiment le taux d'escompte social ? Pour pouvoir tenir compte des limites à l'extension temporelle des marchés, les acteurs en présence sauront-ils se départir de leur comportement basé sur une vision à court terme de leur évolution ? Certains croient <sup>2</sup> que l'importance de ces questions a été exagérée alors que d'autres <sup>3</sup> pensent le contraire, mais doutent toutefois que l'intervention publique puisse donner des résultats plus satisfaisants. Le pessimisme évident de G. Rosenbluth en regard du rôle que les marchés peuvent jouer dans ce domaine illustre sans doute les sentiments de nombreux professionnels et analystes :

« Nous (économistes) tirons une satisfaction non justifiée d'analyses montrant que le système des prix opérant à l'échelle mondiale peut permettre un ajustement sans heurt à n'importe quelle situation de pénurie

---

\* L'auteur désire remercier les deux personnes suivantes, sans toutefois les engager quant aux conclusions du texte : Phillip Webb qui s'est chargé de la programmation en langage APL et Terry Ford, de la cueillette des données. Egalement, le texte a bénéficié des commentaires de Holbrook Working de Stanford et de Bruce Forster de Guelph. Traduit de l'anglais par Alfred Cossette.

1. Voir, par exemple, Nordhaus (1973) et Solow (1974).

2. Houthakker (1973, 571).

3. Solow (1974, 13-14).

si un gouvernement mondial, doté de facultés d'analyse à long terme, a tenu compte au préalable de tous les effets externes. Or, la *véritable* main invisible, opérant à travers les compagnies géantes, les structures de marché monopolistiques, les cheiks du pétrole, les dictatures militaires et les politiciens typiques munis d'une vision à court terme peuvent nous entraîner d'une crise imprévue à l'autre vers une certaine « solution finale » imprévue. » <sup>4</sup>

L'un des problèmes particuliers de la solution dite de « concurrence » à la détermination des prix des ressources est exposé dans l'article de R.I. Gordon <sup>5</sup> et dans ceux de W.D. Nordhaus <sup>6</sup> et R.M. Solow <sup>7</sup> de façon explicite. Il s'agit de l'instabilité potentielle du prix des ressources. Les matières premières sous formes de ressources naturelles extraites du sol ont une valeur économique. Cette valeur, qu'on l'identifie comme une rente de rareté, une redevance ou un coût d'usage, est égale au coût d'opportunité actualisé de l'utilisation de la ressource par opposition à son épargne aujourd'hui en vue d'une utilisation future. Comme tel, le stock de ressources peut être considéré comme un capital par son propriétaire et devra dans ces circonstances permettre de réaliser le même taux de rendement que d'autres actifs comportant des risques similaires. Dans le cas contraire, ses propriétaires n'auront pas intérêt à le conserver dans le temps. Toutefois, étant donné que le stock de ressources primitif ne paie pas de dividende, un système de marché fonctionnant de façon efficace doit permettre l'appréciation du capital ou la réalisation d'une plus-value, (une rente de rareté) au taux d'intérêt du marché. Ainsi, un sentier d'exploitation efficace de la ressource devrait permettre à la composante rente de rareté du coût total de s'accroître de façon exponentielle. Si les coûts d'exploitation de la ressource brute en main-d'œuvre et en capital sont constants en termes réels, la croissance soutenue de la rente de rareté aura pour effet de déterminer un prix croissant pour le produit final. Sa croissance sera lente au départ mais à mesure que s'épuisera la ressource, le coût en rareté deviendra de plus en plus important et le prix final va s'accroître de plus en plus rapidement pour finalement atteindre la limite imposée par le taux d'intérêt du marché.

L'instabilité dans ce schéma d'exploitation peut tirer son origine du rôle important que jouent les anticipations en regard de l'élément rente de rareté des coûts totaux. Si le propriétaire d'un stock de ressources prévoit que l'accroissement du prix du produit final aura pour effet de déterminer un taux de rendement sur la ressource brute supérieur au taux d'intérêt du marché sur des actifs semblables, il sera

---

4. Rosenbluth (1976, 238).

5. Gordon (1967).

6. Nordhaus (1973, 536).

7. Solow (1974, 6-7).

incité à ne pas l'extraire du sol dans le but d'accroître sa richesse. Ainsi il sera incité à réduire sa production dans le but de réaliser un gain de capital. Si toutes les firmes réduisent simultanément leur production il se produira une hausse de prix qui suscitera à son tour une nouvelle réduction dans la production. Si les ressources brutes ne peuvent réaliser le taux de rendement du marché en raison de prévisions d'accroissements trop lents des prix des produits finis, les propriétaires seront incités à liquider leurs stocks en accroissant leur production. Cette offre excédentaire raffermirait les anticipations de pertes en capital sur les ressources brutes et suscite une production accrue et donc une nouvelle offre excédentaire. Il en résulte que, lorsque le prix final s'est éloigné de son sentier temporel d'efficacité, sous l'influence des anticipations des mouvements de prix autour du taux de rendement du marché, les prix tendent à être instables. Bien que Solow ait été d'avis que ce problème n'est pas très sérieux en pratique, en raison des effets stabilisateurs des ajustements à plus long terme du marché des capitaux, il affirme néanmoins « qu'il est légitime de se demander si les prix des ressources observés doivent s'interpréter comme des approximations des prix d'équilibre ou si l'équilibre est tellement instable que les prix monétaires ne sont pas seulement des mauvais indicateurs des relations d'équilibre mais également des mauvais guides pour l'allocation des ressources »<sup>8</sup>.

Bien que cette question soit d'une grande importance pour la politique des ressources naturelles, les données sur l'instabilité potentielle des prix des ressources sont très rares. L'étude de N. Potter et F.T. Christy suggère que « les prix des métaux accusent de fortes variations en réponse aux changements dans le cycle des affaires »<sup>9</sup>. Mais à ma connaissance, il n'y a pas d'étude qui ait analysé directement la question. Cet article vise à combler cette lacune en cherchant à tester la proposition précédente à l'effet que les prix des biens produits à partir des ressources non renouvelables se comportent de façon instable. La section II présente le schéma formel de l'instabilité potentielle des prix sous une forme permettant de tester sa validité. La section suivante discute la base et la méthodologie statistiques. La section IV présente les résultats et la dernière résume les implications pour la politique des ressources naturelles.

## 2) *La base théorique de l'instabilité*

La théorie économique des ressources non renouvelables telle que développée par H. Hotelling<sup>10</sup>, A. Scott<sup>11</sup>, O. Herfindahl<sup>12</sup> et R. Gor-

---

8. Solow (1974, 6).

9. Potter et Christy (1962, 5).

10. Hotelling, (1931).

11. Scott (1967).

12. Herfindahl (1967).

don<sup>13</sup> suggère que la condition d'équilibre de flux du marché peut être dérivée en maximisant la somme des profits actualisés sur la période d'opération  $(0, T)$ , sous la contrainte d'extraction des ressources dont la quantité ne peut excéder le stock physique total disponible. Si  $X(t)$  représente la production cumulative de la firme il vient que  $dX(t)/dt$  sera égal à la production courante,  $q(t)$  et la firme cherchera à maximiser :

$$\int_0^T \Pi[X(t), dX(t)/dt, t] e^{-rt} dt \quad (1)$$

sous la contrainte

$$X(t) \leq K \quad (2)$$

où  $K$  est le volume physique de ressource disponible en termes des mêmes unités de mesure que  $X$ ,  $t$  représente la période de calendrier et  $r$  est le taux de rendement sur le capital renouvelable. Les résultats de ce modèle ont été résumés par Gordon<sup>14</sup>. Toutefois, cette formulation n'est pas apparue très commode en pratique. En imposant une restriction sur les coûts d'extraction, à savoir qu'ils ne sont pas fonction de la quantité de ressource restante, il est possible de transformer l'analyse en un problème de calcul des variations réduit car la fonction de production présente des rendements constants à l'échelle. En plus de simplifier l'analyse, cette transformation s'avère une approximation réaliste du comportement des industries des ressources naturelles tel qu'il est apparu au cours des cent dernières années. L'étude de Potter et Christy<sup>15</sup> montre que le secteur des produits de la forêt est le seul où s'est manifestée une tendance significative à la hausse des prix en termes réels. Les prix dégonflés des minéraux représentés surtout par les accroissements des prix du charbon, se sont accrus de seulement 22% entre 1870/74 et 1953/57. A l'aide de données tirées de l'étude de Potter et Christy, H.J. Barnett et C. Morse<sup>16</sup> ont isolé les coûts de production unitaires réels pour vérifier s'ils se sont accrus dans le temps. L'étude leur a permis de rejeter l'hypothèse à l'effet que le coût réel de ces produits s'est accru dans la période 1870-1957, à l'exception des produits de la forêt. Leur étude et celle de H.H. Landsberg, L.L. Fischman et J.L. Fisher<sup>17</sup> suggèrent que les accroissements dans l'efficacité des procédés d'extraction dus à des innovations technologiques ont des effets stabilisateurs sur les coûts unitaires d'extraction.

13. Gordon (1967).

14. Gordon (1967, 278-279).

15. Potter et Christy (1962, 3-4).

16. Barnett et Morse (1963, 199-201, 215).

17. Landsberg, Fischman et Fisher (1963, 12).

Si les tendances à l'accroissement des coûts d'extraction peuvent être neutralisées par les découvertes technologiques dans le temps,  $X(t)$  et  $t$  s'annulent dans la fonction de profit (1). Le problème réduit revient donc à maximiser :

$$\int_0^T \Pi[q(t)]e^{-rt} dt \quad (3)$$

sous la contrainte,

$$\int_0^T q(t) \leq K \quad (4)$$

et l'équation d'Euler permet de dégager la condition nécessaire de l'extraction optimale,

$$e^{-rt}[Rm(t) - Cm(t)] = \lambda \quad (5)$$

où  $\lambda$  est le lagrangien associé à la contrainte (4),  $Rm(t)$  est le revenu marginal au temps  $t$  et  $Cm(t)$  est le coût marginal pour la même période. L'équation (5) signifie que le profit marginal actualisé associé à l'extraction doit être le même pour chaque période. Ce résultat illustre clairement certains aspects qui distinguent le comportement économique des industries d'extraction du comportement des autres secteurs de l'économie concurrentielle. Etant donné que la ressource brute s'épuise graduellement elle n'est pas un bien gratuit pour la firme et sa valeur économique est égale à son coût d'opportunité ( $\lambda e^{-t}$ ). Etant donné que le lagrangien de (3) et (4) (n'apparaît pas ici) doit aussi atteindre une valeur stable au point  $T$ , il vient que :

$$e^{-rt}[Rm(T) - Cm(T)] = \lambda \quad (6)$$

Les résultats obtenus en (5) et (6) impliquent que :

$$[Rm(t) - Cm(t)] = [Rm(T) - Cm(T)] e^{r(t-T)} \quad (7)$$

De (7), il appert que la composante rente de rareté à n'importe quelle période est la redevance terminale actualisée ou, en d'autres termes, la rente de rareté doit croître au rythme exponentiel  $r$  jusqu'à un maximum qui se situe à la période terminale  $T$ . A partir des conditions de transversalité ou de réarrangements simples effectués par Gordon<sup>18</sup> il est facile de montrer que le point terminal ( $T$ ) se situe à la frontière de l'épuisement total de la ressource ou, lorsque le taux moyen de profit égal le taux marginal, i.e. que le profit moyen se trouve à son niveau le plus élevé. Dans son étude empirique Nordhaus retient l'hypo-

18. Gordon (1967, 277).

thèse de l'épuisement total de la ressource pour déterminer  $T$  en divisant le stock de ressource disponible initialement par un niveau de demande annuel parfaitement inélastique. La redevance finale  $Rm(T) - Cm(T)$  s'interprète comme le coût en capital plus les coûts de dépréciation du niveau suivant de technologie pouvant produire le même extrant à partir d'une réserve de ressources différente. Ainsi, dans le cas du pétrole brut, on peut imaginer que les rentes de rareté vont s'accroître jusqu'à ce que le dernier baril ait été extrait du puits représentant alors les coûts en capital du pétrole produit à partir de l'argile schisteuse ou de la technologie des sables bitumineux. Passant à des niveaux de technologie de plus en plus dispendieux, les firmes atteindront éventuellement la technologie limite d'arrière-garde (*backstop technology*) s'appuyant sur un stock de ressources si abondant que la rente de rareté disparaît.

En plus de l'épuisement complet, de la maximisation des profits et des technologies limites d'arrière-garde, il existe une quatrième méthode pour déterminer la date du point d'arrêt. À l'aide de quelques exemples, M.C. Weinstein et R.J. Zeckhauser<sup>19</sup> montrent que la possibilité de recycler des ressources déjà extraites provoque un accroissement de l'offre effective de la même façon qu'une nouvelle technologie accroît l'offre en activant des ressources préalablement non productives. Weinstein et Zeckhauser montrent que la période limite  $T$  entre les phases d'extraction et de recyclage peut être déterminée pour des modèles à coûts d'extraction nuls ou constants et positifs, en maximisant le surplus du consommateur et du producteur d'une économie caractérisée par des marchés, des biens et des capitaux en concurrence parfaite. La redevance terminale représente le coût de la procédure de recyclage.

L'équation (7) s'appliquant au niveau de la firme peut être transposée au niveau d'une industrie en concurrence parfaite en se rappelant que  $Cm$  est égal au coût moyen ( $CM$ ) dans ce cas particulier, et que le prix de l'exrant  $P$  égale  $Rm$  dans la situation de concurrence.

En effectuant les substitutions, on obtient :

$$P(t) = [P(T) - CM(T)]e^{r(t-T)} + CM(t) \quad (8)$$

Sur son sentier d'extraction optimale, le prix va croître et sera supérieur au coût fixe moyen, car la rente de rareté s'accroît continuellement au taux exponentiel  $r$ . Prenant le logarithme naturel de  $P(t)$  et appliquant la dérivée par rapport au temps, nous obtenons :

$$\frac{r[P(t) - CM(t)]}{P(t)} \quad (9)$$

L'expression contenue en (9) montre que le prix n'augmentera pas autant que  $r$  pour cent par année mais sera fonction de la part relative

19. Weinstein et Zeckhauser (1974, 79-82).

que représente la rente de rareté dans le prix final. La dérivée seconde (qui n'apparaît pas ici) montre que l'accroissement du prix final sera lent au départ mais à mesure que la rente de rareté s'accroît, le prix de vente du bien augmentera de plus en plus rapidement jusqu'à la limite permise par  $r$ . Pour la dernière unité de ressource extraite avant l'épuisement complet, la maximisation des profits moyens, l'introduction d'une technologie alternative de production ou l'utilisation de matériel recyclé, le prix de vente augmentera de  $r$  pour cent exactement.

Si les prix s'accroissent dans le temps selon l'équation (8), les firmes seront indifférentes entre une production immédiate et une production retardée dans le futur. L'instabilité potentielle que ce prix peut afficher est une question implicite dans l'article de Gordon et elle est plus explicitement démontrée dans celui de Nordhaus. Si les propriétaires de ressources anticipent une hausse du prix de vente plus élevée que le prix donné par le taux d'intérêt de l'expression (9), ils réaliseront alors un gain en capital sur leurs ressources non exploitées. En d'autres termes, les ressources non extraites sont censées réaliser un taux de rendement supérieur au taux d'intérêt du marché de sorte que la meilleure façon pour la firme de conserver sa richesse est de laisser intact son stock de ressources. Par conséquent, lorsque le prix est au-delà du sentier d'efficacité donné par l'expression (8) la situation devient instable car les firmes spéculent en réduisant leur offre de ressources. Il en résulte que les prix augmentent plus rapidement et raffermissent les anticipations de nouveaux accroissements. Lorsque le prix de vente final s'accroît à un rythme trop lent, i.e. inférieur à celui donné par l'expression (9), le stock de ressources doit être exploité aussi rapidement que possible. L'action simultanée des firmes cherchant à conserver leur richesse en capitalisant dans des actifs plus attrayants ne peut se réaliser que dans l'exploitation et la vente des ressources. Il en résulte que le prix est réduit et les anticipations accélèrent ce mouvement. Le problème de l'instabilité de  $P(t)$  due à l'instabilité de la rente de rareté devient de plus en plus aigu à mesure que l'industrie se rapproche de  $T$ , et la rente de rareté devient une proportion de plus en plus importante du prix total.

Solow<sup>20</sup> doute que les marchés en concurrence parfaite rendent les prix particulièrement instables. Ainsi, il affirme qu'en s'attachant seulement à la condition d'équilibre de flux du marché, Nordhaus néglige les effets stabilisateurs des actifs et de la condition d'équilibre de stock. Si les vendeurs peuvent déterminer un prix réel à long terme à partir des conditions de la technologie et de la demande, toute oscillation autour de ce prix résultera alors en pertes ou gains en capital sur les réserves et non en des changements dans les flux du marché de l'offre

---

20. Solow (1973, 573). Hauthakker affirme la même chose (1973, 571).



des produits. Lorsque la valeur du stock de ressources s'est accrue ou a diminué, le prix de vente peut augmenter au taux d'équilibre de flux du marché vers un nouveau prix de référence. Étant donné l'existence d'un marché des actifs constitué par les réserves, Solow ne croit pas que l'instabilité des prix puisse affecter de façon notable les mécanismes d'allocation d'un marché « compétitif » des ressources non renouvelables<sup>21</sup>.

Toutefois, il note qu'un choc à l'économie mondiale peut susciter une certaine instabilité de durée relativement courte car la condition d'équilibre du marché des actifs n'a pas eu le temps d'opérer. Dans ses propres termes :

« De la même façon qu'il peut être déstabilisé par des réactions de flux le marché peut être stabilisé par des réactions de capitalisation. En fait ces deux points convergent : la réduction du prix de flux occasionnée par l'accroissement de la production courante peut être interprétée comme un signal et peut être capitalisée en pertes sur la valeur des actifs après quoi l'équilibre est rétabli... dans les cas de conditions stables, les marchés des ressources sont susceptibles de suivre de près leurs sentiers d'équilibre, ou à tout le moins, de ne pas s'en éloigner de façon trop radicale. Mais les marchés des ressources peuvent être vulnérables à certains chocs. Ils peuvent réagir à certains éléments concernant le volume des réserves, la concurrence de nouveaux matériaux, les coûts de la concurrence de nouveaux matériaux, les coûts de technologies concurrentes ou même certains éléments d'ordre politique par des mouvements importants dans les prix et la production courante. »<sup>22</sup>

Dans le but de tester l'hypothèse à l'effet que le prix de vente des biens produits à partir de ressources non renouvelables peut être instable, il est nécessaire au préalable de choisir des données sur leur évolution historique de façon à pouvoir les comparer à leur performance actuelle. Étant donné la discussion théorique précédente, on peut penser que les séries de prix présenteront une tendance légère à la hausse, s'accroissant annuellement au taux d'intérêt pondéré donné par l'expression (9). Le prix oscillera constamment autour de cette tendance à la hausse (graphique 1) sans l'effet d'événements d'équilibre général qui influencent la ressource en question. Aux fins de la présente étude, nous posons l'hypothèse que ces facteurs économiques et politiques se produisent de façon totalement aléatoire dans le temps, i.e. que les bonnes nouvelles ne suivent pas nécessairement les mauvaises<sup>23</sup>.

Ainsi, à n'importe quel point dans le temps toute l'information disponible sur le marché se reflète dans le prix de vente courant du bien

21. Solow (1974, 6-7).

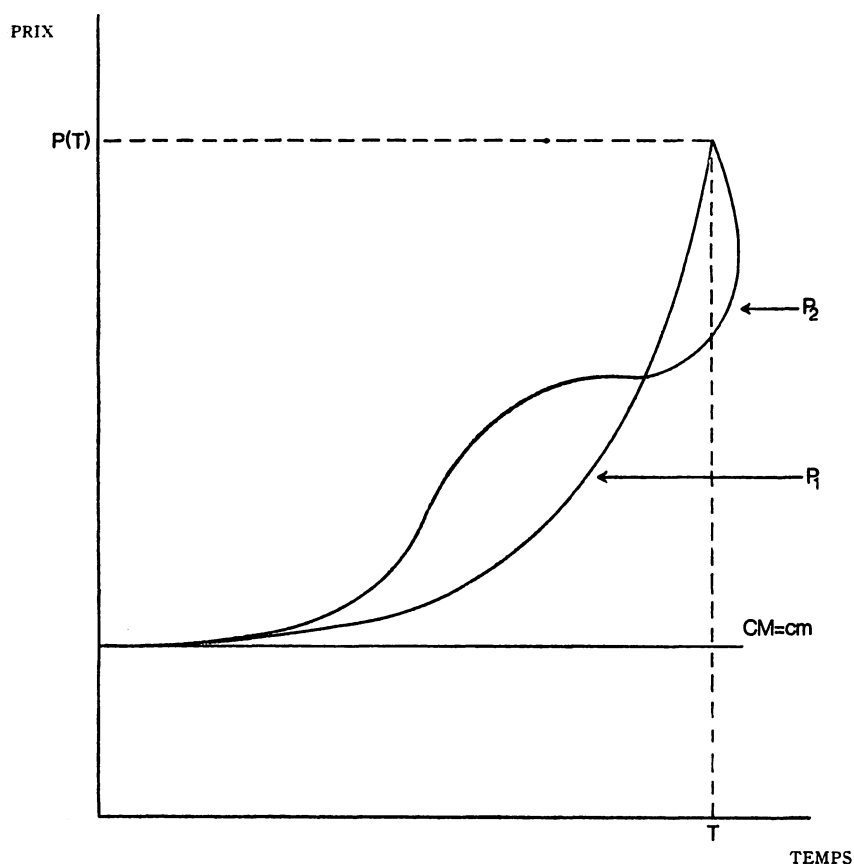
22. Solow (1974, 7).

23. La construction de cette série s'inspire fortement des travaux de Working (1958) et Larson (1960).

en question. Des événements nouveaux tels que les guerres, les récessions, les découvertes technologiques, etc., s'ils se produisent de façon aléatoire, produiront des changements dans les prix qui seront eux-mêmes aléatoires. La somme de ces mouvements aléatoires dans les prix en plus de la tendance sous-jacente à la hausse composent les séries de prix  $P_2$  du graphique 1 à partir desquelles on pourra comparer le comportement des prix actuels. Notons que ce sont les changements de prix successifs qui sont déterminés de façon aléatoire et non les prix individuels des séries  $P_2$ .

En plus de la condition d'équilibre du marché des actifs qui peut, du moins à court terme, jouer un rôle stabilisateur, une industrie des ressources en monopole peut aussi réduire l'intensité de l'instabilité.

GRAPHIQUE 1



La production réduira dans le temps<sup>24</sup> afin de permettre à la rente de rareté  $P - Cm$  ou  $Rm - Cm$  de s'accroître au taux d'intérêt du marché à la fois pour les situations de concurrence et de monopole. Toutefois il est possible de montrer que face à une même courbe de demande, une industrie en situation de monopole réduirait sa production plus lentement qu'une industrie en situation de concurrence parfaite<sup>25</sup>. Ce taux d'exploitation plus faible et la courbe de demande plus élastique dans la région où le monopole opère permettent de conclure qu'en situation de monopole les prix partent à un niveau plus élevé mais s'accroissent plus lentement dans le temps. Comme pour la firme en concurrence parfaite si le monopoleur anticipe des gains en capital sur des réserves de ressources, il réduira sa production courante dans le but de réaliser un profit supplémentaire. Comme en situation de concurrence, ce comportement sera déstabilisateur, mais à un degré moindre. Pour chaque point en pourcentage de réduction il résultera un taux d'accroissement, en pourcentage des prix, inférieur car le monopoleur opère sur une partie relativement plus élastique de la courbe de demande. La même conclusion s'applique à la situation d'une perte en capital anticipée. Par conséquent, il semblerait qu'une industrie en situation de monopole et/ou la condition du marché des actifs peuvent susciter des effets stabilisateurs sur les marchés de flux en concurrence.

### 3) Base de données et méthodologie statistique

Pour tester l'hypothèse d'instabilité des prix nous avons choisi la catégorie des produits minéraux non combustibles en raison de l'accessibilité plus grande aux données. Toutefois, les prix disponibles ne conviennent pas car les coûts en capital et en main-d'œuvre dans le raffinage, les fonderies, etc., peuvent les faire varier d'une façon non reliée à la discussion théorique de la section précédente. Les données requises devraient être uniformes en termes de qualité et de localisation et devraient montrer les prix du matériel aux premiers stades de production avant que les coûts additionnels associés au raffinage ne soient incorporés. Heureusement les prix des métaux bruts se retrouvent dans la Section des Marchés de la publication de McGraw-Hill intitulée : *Engineering and Mining Journal*, mais les changements dans la localisation de l'offre ou le degré de raffinage nous imposent de réduire certaines séries. Nous avons pu obtenir des prix mensuels comparatifs pour des produits du chrome purs à 47%, du fer à 52.5%, du manganèse de 48 à 54%, du molybdène de 90 à 95% et du tungstène à 60% pour

24. La condition de Legendre permet de montrer que la production baisse dans le temps.

25. Il s'agit d'une démonstration triviale s'appuyant sur le fait que  $Rm$  est plus abrupte que la courbe de demande.

les années 1922 à 1974 inclusivement<sup>26</sup>. Nous avons par la suite dégonflé ces données à l'aide de l'indice des prix de gros du « Bureau of Labor Statistics » américain<sup>27</sup>. Cette procédure produit une série de prix en valeurs constantes indépendantes des mouvements du taux de change car les deux indices s'expriment en dollars américains.

Tel que nous l'avons mentionné dans la section II de cet article, il s'agit de tester la possibilité que la série de prix des métaux affiche un comportement significativement différent du comportement d'une série composée de la somme des changements aléatoires et d'une tendance légère à la hausse. Cette question de statistique générale ayant trait au caractère aléatoire des événements n'est pas nouvelle. Il s'agit du problème principal qu'ont rencontré les analystes du cycle économique, des titres, des devises étrangères et du comportement du marché des produits. M.G. Kendall<sup>28</sup> a étudié le caractère aléatoire d'une série de 22 prix agricoles en mettant en relation le changement de prix de chaque période et chacun des 29 changements de prix précédents. A l'exception de la série des prix du coton<sup>29</sup> les coefficients de corrélation ont tous indiqué que le changement de prix de la dernière période ne pouvait pas fournir d'information sur les mouvements futurs des prix.

Afin d'assurer la validité des coefficients de corrélation, il est nécessaire d'utiliser des données desquelles les tendances ont été extraites. S.S. Alexander<sup>30</sup> fut le premier à noter que les séries des coefficients de corrélation, disons hebdomadaires, peuvent être très différents des coefficients mensuels car, avec le temps, l'élément tendance tend à devenir plus important. Ainsi, avec des données ajustées, l'utilisation de périodes de plus en plus longues peut fournir des indications structurales non couvertes par les coefficients de corrélation calculés pour des périodes plus courtes. Ne pas connaître à priori la force de la tendance peut rendre difficile le choix d'une période d'observation. Nous avons rejeté l'utilisation de techniques de corrélation dans cet article car extraire la tendance des données semble inapproprié en raison des

26. Les minerais de chrome, de manganèse, de molybdène et de tungstène sont tous des alliages de fer utilisés seuls ou avec du minerai de fer pour accroître sa force et sa résistance aux températures élevées. Malheureusement nous n'avons pu trouver de série de prix assez longue pour ceux-ci.

27. Cet indice de prix (1947-49 : 100) a été élaboré par Potter et Christy pour les années 1869 à 1957 à partir des publications du Bureau of Labor Statistics. Voir Potter et Christy (1962, 556). Les données pour les années 1957 à 1974 proviennent du Bureau of Labor Statistics.

28. Kendall (1953).

29. H. Working a montré par la suite que la corrélation positive des séries de prix du coton était due en grande partie au fait que des moyennes de prix journalières ont été introduites dans les séries mensuelles. Ce problème ne s'est pas répété avec l'autre série de prix de Kendall car il s'agissait du prix à la fermeture le vendredi et non des moyennes mensuelles d'observations journalières.

30. Alexander (1961).

problèmes inhérents du choix possible d'une courbe de tendance non pertinente et alors du danger de biaiser les résultats de l'analyse. A.B. Larson résume la situation lorsqu'il énonce que « les résultats de la corrélation des séries économiques ont été de façon générale décevants car ils ne permettaient pas de conclure de façon certaine et s'avéraient d'une validité douteuse. »<sup>31</sup>

Une deuxième méthode plus indirecte pour tester le caractère aléatoire d'une série est la recherche des cycles dans les données en estimant les coefficients d'une équation de régression de premier ou de second ordre<sup>32</sup>. Selon la taille des coefficients estimés il est possible de gagner de l'information en regard de la nature cyclique ou exponentielle du système ou encore de sa stabilité ou de sa propension à exploser. Si les coefficients se révèlent très près de zéro on peut conclure que la série se composait entièrement de changements purement aléatoires. Toutefois cette approche cache de sérieux problèmes économétriques associés aux tests habituels. Griliches<sup>33</sup> note que l'existence de résidus autocorrélés est susceptible de produire des estimations biaisées pour les régressions contenant des variables dépendantes à retards échelonnés. Cependant, cette situation peut passer inaperçue car le test de Durbin-Watson sera lui-même biaisé. McCulloch a rencontré ce problème dans ses travaux et il conclut : « Je crois que nulle conclusion quant à la nature cyclique ou non des séries peut être certaine. »<sup>34</sup>

Une technique économétrique plus sophistiquée permettant d'étudier la question est l'analyse spectrale. Avec cette méthode il faut former le spectre de puissance de la série originale à l'aide d'une intégrale de Fournier. En gros, une forte valeur du spectre de puissance sur un intervalle de « fréquence » implique que la fréquence de cet intervalle contribue largement à la variance totale de l'ensemble de la série. La fréquence mesurée en radians est inversement proportionnelle à la période de la série. Ainsi il est possible de déterminer la longueur du cycle pour les données originales les plus importantes. Une série ne contenant que des variations purement aléatoires apparaîtra dans le spectre de puissance comme une ligne horizontale sur toutes les fréquences possibles. Toutefois, comme dans les techniques de corrélation, l'analyse spectrale nécessite aussi des données brutes stables, i.e. sans tendance dans la moyenne ou la variance. Mais l'analyse théorique de la section II nous porte à croire que la série de cette étude contiendrait au moins des tendances dans la moyenne. La présence de cette tendance

---

31. Larson (1964, 220). Le corrélogramme est le graphique des coefficients d'autocorrélation successifs. Brinegar énumère d'autres motifs de douter de la validité des coefficients de corrélation (1970, 10).

32. Working (1974) et McCulloch (1975, 311-319) appliquent cette méthode.

33. Griliches (1967).

34. McCulloch (1975, 315).

provoquerait des distorsions dans le spectre surtout autour des bandes de basse fréquences. Etant donné que les bandes de basses fréquences correspondent à de longs cycles, ce problème semblerait assez important pour la présente étude <sup>35</sup>.

Heureusement, il existe une quatrième méthode, appliquée pour la première fois par H. Working et Associés du « Food Research Institute » de l'Université Stanford et expliquée par C. Brinegar plus tard. La statistique « H », ou l'indice de continuité, est basée sur l'étendue de la série sur un intervalle ( $R_i$ ) divisé par la somme des étendues des sous-intervalles  $k$  ( $S_{ki}$ ) dans cet intervalle. Lorsque le mouvement de la série dans l'intervalle  $i$  est essentiellement à sens unique, le rapport  $R_i/S_{ki}$  sera relativement élevé en comparaison avec une situation où la série accuse de fortes variations. Si le mouvement de la série est plutôt bi-directionnel, la somme des sous-étendues ( $S_{ki}$ ) sera plus grande que l'étendue totale ( $R_i$ ). Lorsqu'il est entièrement unidirectionnel, chacune des valeurs  $S_{ki}$  contribuera à la taille de l'ensemble de  $R_i$ , de sorte que dans le cas extrême d'un mouvement unidirectionnel complet,  $R_i/S_{ki} = 1$ . Pour une série qui change souvent de direction, disons un accroissement et une chute de la même importance pour chacun des sous-intervalles  $k$  le rapport  $R_i/S_{ki}$  sera égal à la fraction  $1/k$ . A partir d'un tel calcul pour les  $n$  intervalles possibles et multipliant par  $k$ , on peut trouver la statistique suivante :

$$\frac{\sum_{i=1}^n R_i k^{1/2}}{S_{ki} n} \quad (10)$$

Si on calcule la même statistique pour une série composée entièrement de changements aléatoires <sup>36</sup>, que nous dénoterons  $B$ , le résultat (10) divisé par  $B$  duquel on soustrait 1 donne la statistique  $H$  (11).

$$H = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{R_i k^{1/2}}{S_{ki} n}}{B} - 1 \quad (11)$$

Maintenant, si la série se compose exclusivement de changements aléatoires, on peut s'attendre à ce que sur un grand nombre d'essais,  $H$  ne s'éloigne pas tellement de zéro. Une valeur positive et statistiquement significative de  $H$  sur certaines longueurs d'intervalles suggère que sur ces intervalles la série contient surtout des mouvements dans une seule direction, changeant de direction moins souvent qu'une série

35. Il est possible d'extraire les tendances mais les résultats de l'analyse spectrale sont sensibles à la méthode retenue pour ce faire. Voir Granger (1963).

36. La série est tirée de Working (1934).

aléatoire. Retenant l'hypothèse qu'une série aléatoire est une bonne représentation du prix que prendra la série de minéraux dans le temps, on peut conclure que les effets stabilisateurs entrent en scène. De la même façon, des valeurs négatives de  $H$  suggèrent que sur les intervalles considérées, de nombreux changements de direction se sont produits dans la série par rapport à une série aléatoire. Des valeurs négatives permettent de conclure que les participants réagissent fortement au changement de prix initial provoquant ainsi des mouvements de prix au-delà du prochain mouvement de prix pouvant être justifié. Un tel mouvement est déstabilisateur. La facilité relative des calculs en plus du fait que les données dans leur forme de traitement tiennent compte du problème des tendances, fait de la statistique  $H$  un instrument très puissant permettant de traiter la question de l'instabilité potentielle des prix.

#### 4) *Résultats*

La statistique  $H$  (11) a été calculée pour des longueurs d'intervalle ( $i$ ) de 1 à 104 mois et des longueurs de sous-intervalle ( $k$ ) se divisant en parties égales de la longueur d'intervalle donnée à partir d'un échantillon de 636 prix mensuels pour chacun des 5 minéraux. Pour permettre d'effectuer certaines vérifications, la matrice des valeurs de  $H$  a été calculée à partir de 3 ensembles différents de différences aléatoires pour chacune des 5 séries de prix. Un échantillon des données est présenté dans les tableaux 1 à 5. À des fins de comparaison, le tableau 6 présente les résultats lorsqu'un autre ensemble de chiffres est utilisé au numérateur de (11) au lieu de la série des prix des minéraux. En raison des limites d'espace, les valeurs de la statistique  $H$  apparaissent seulement pour les intervalles et les sous-intervalles associés et le choix de ces intervalles est purement arbitraire. Finalement, le schéma général des résultats n'est pas modifié lorsqu'on change les nombres aléatoires utilisés pour calculer  $B$ .

Les valeurs positives de la statistique  $H$  dans les tableaux 1 à 5 montrent clairement que tous les prix de l'échantillon sont plus stables qu'une série de différences aléatoires pour toutes les longueurs d'intervalle jusqu'au maximum de 104 mois inclusivement. Le schéma est très semblable pour tous les minéraux dans la mesure où, dans n'importe quelle longueur d'intervalle, ce qui peut sembler une preuve statistiquement significative de la stabilité des prix devient non significatif à mesure que la longueur du sous-intervalle s'accroît ; mais le signe positif de presque tous les résultats appuie l'hypothèse d'un effet stabilisateur important. Le fer et le molybdène affichent les degrés de stabilité les plus élevés comme l'indiquent les sous-intervalles de 2 à 16 mois qui contribuent significativement à l'étendue d'ensemble de n'importe quelle longueur d'inter-

TABLEAU 1

VALEURS DE LA STATISTIQUE  $H$  POUR LE MINÉRAI DE CHROME PUR À 47%  
(Données F.O.B. E.-U., ports de l'Atlantique)

Sous- intervalle Longueurs (mois)	Longueurs de l'intervalle (mois)											
	16	24	32	40	48	56	64	72	80	88	96	104
2	.420**	.585**	.589**	.887**	.601*	.717*	.666*	.988*	1.02*	.958*	.923*	.911*
3		.829**			.781**			1.25**			1.02*	
4	.210	.342*	.478*	.621*	.478*	.616	.549	.766*	.792*	.704*	.801*	.717*
5				.979**					1.09**			
6		.294*			.354			.633			.650	
7					.658*							
8	.052	.155	.272	.428*	.300	.454	.409	.535	.605	.512	.643	.553
9				.393*				.583				
10									.583			
11										.470		
12		.149			.287			.498			.618	
13												.667
14						.325						
16			.169		.251		.323		.546		.609	
18								.416				
20				.264					.441			
22										.312		
24					.093			.297			.388	
26												.302
28						.112						
32							.103				.339	
36								.109				
40									.125			
44										.145		
48											.324	
52												.063

\*\* Indique un intervalle de confiance à 1%.

\* Indique un intervalle de confiance à 5%.



TABLEAU 2

VALEURS DE LA STATISTIQUE *H* POUR LE MINÉRAI DE FER MESABI NON BESSEMER  
PUR À 51.5%

(Données des ports du lac Supérieur)

Sous- intervalle Longueurs (mois)	Longueurs de l'intervalle (mois)											
	16	24	32	40	48	56	64	72	80	88	96	104
2	.456**	.636**	.812**	.782**	.700**	.946**	.905*	1.00*	1.01*	1.07*	9.71*	1.08*
3		1.45			1.56**			1.37**			1.71**	
4	.401**	.505**	.646**	.737**	.790**	1.03**	.922*	1.08**	.987*	1.07*	1.12**	1.10*
5				1.56**					1.43**			
6		.356*			.639*			.941*			1.01*	
7						1.00**						
8	.087	.283*	.383*	.505*	.517*	.790*	.683*	.792*	.752*	.818*	.864*	.850*
9								.955*				
10				.534*					.800*			
11										.953*		
12		.159			.445*			.660*			.781*	
13												.620
14						.556						
16			.223		.399*		.524		.632*		.748*	
18								.491				
20				.225					.463			
22										.446		
24					.231		.424				.542	
26												.429
28						.202						
32							.241				.443	
36								.220				
40									.223			
44										.270		
48											.369	
52												.138

\*\* Indique un intervalle de confiance à 1%.

\* Indique un intervalle de confiance à 5%.

TABLEAU 3

VALEURS DE LA STATISTIQUE  $H$  POUR LE MINÉRAI DE MANGANESE PUR À 48/54%  
(Données C.I.F., ports américains)

Sous-intervalle Longueurs (mois)	Longueurs de l'intervalle (mois)											
	16	24	32	40	48	56	64	72	80	88	96	104
2	1.62**	1.94**	1.01**	2.56**	1.05**	1.84**	1.05**	1.55**	1.36**	1.36**	1.09*	1.66**
3		7.32**			7.35**			1.05**			.671	
4	1.18**	1.19**	.600**	1.36**	.760**	1.16**	.783**	1.05**	.962*	.884*	.877*	.950*
5				.840**					.602			
6		.536**			.507*			.915*			.519	
7						.472						
8	.274**	.422**	.300	.678**	.394	.598	.451	.661*	.504	.527	.533	.539
9								.536	.311			
10				.460*								
11										.323		
12		.180			.212			.490			.298	
13												.205
14						.249						
16			.075		.164		.228		.269		.275	
18								.316				
20				.240					.133			
22										.127		
24					.014		.239				.084	
26												.025
28						.080						
32							.126				.225	
36								.117				
40									.084			
44										.021		
48											.137	
52												.089

\*\* Indique un intervalle de confiance à 1%.

\* Indique un intervalle de confiance à 5%.

TABLEAU 4

VALEURS DE LA STATISTIQUE  $H$  POUR LE MINÉRAI DE MOLYBDÈNE PUR À 90/95%  
(Données F.O.B., site minier)

Sous- intervalle Long- ueurs (mois)	Longueurs de l'intervalle (mois)											
	16	24	32	40	48	56	64	72	80	88	96	104
2	.324*	1.57**	.449*	1.96**	.865**	.943*	.802*	.949*	.922*	1.16**	1.34**	1.34**
3		.566**			1.03**			1.26**			1.55**	
4	.302*	1.55**	.535**	2.22**	.996**	1.05**	.933*	1.11**	1.09**	1.31**	1.51**	1.52**
5				1.41**					1.53**			
6		.419**			.751**			.921*			1.17**	
7						.941**						
8	.168	1.30**	.410*	1.91**	.804**	.886*	.772*	.937*	.878*	1.13**	1.27**	1.29**
9								.848*				
10				.374					.600			
11										1.04**		
12		.166			.441*			.621*			.822*	
13												.811*
14						.466						
16			.208		.545*		.520		.656*		.943*	
18								.585				
20				.192					.424			
22										.533		
24					.227			.391			.570	
26												.546
28						.277						
32							.270				.609*	
36								.197				
40									.238			
44										.312		
48											.239	
52												.153

\*\* Indique un intervalle de confiance à 1%.

\* Indique un intervalle de confiance à 5%.

TABLEAU 5

VALEURS DE LA STATISTIQUE  $H$  POUR LE MINÉRAI DE TUNGSTÈNE PUR À 60%  
(Données C.I.F., ports américains)

Sous- intervalle Longueurs (mois)	Longueurs de l'intervalle (mois)											
	16	24	32	40	48	56	64	72	80	88	96	104
2	.541**	.278**	.799**	1.05**	1.17**	1.32**	.807*	.982*	1.13**	1.28**	1.34**	1.02*
3		.514**			.978**			.745*			1.00*	
4	.267*	.351*	.511**	.615*	.780**	.845*	.498	.611	.769*	.851*	.920*	.716*
5				.995**					.738*			
6		.384*			.815**			.629			.906*	
7						.736*						
8	.122	.223	.309	.451*	.627*	.635*	.361	.478	.604	.681*	.746*	.566
9												
10				.317					.481			
11										.571		
12		.152			.480			.393			.598	
13												.286
14						.368						
16			.162		.434		.224		.425		.562	
18								.361				
20				.152					.309			
22										.337		
24					.311			.233			.770	
26												.215
28						.153						
32							.107				.385	
36								.086				
40									.175			
44										.119		
48											.098	
52												.040

\*\* Indique un intervalle de confiance à 1%.

\* Indique un intervalle de confiance à 5%.

TABLEAU 6

VALEURS DE LA STATISTIQUE  $H$  AVEC DES NOMBRES ALÉATOIRES;  
AU LIEU DES PRIX DES MINÉRAIS

Sous- intervalle Longueurs (mois)	Longueurs de l'intervalle (mois)											
	16	24	32	40	48	56	64	72	80	88	96	104
2	-.028	-.034	-.052	-.029	-.035	.037	.013	.108	-.020	.070	-.054	-.073
3		-.068			-.072			.083			-.089	
4	-.055	-.051	-.066	-.042	-.058	.023	-.004	.093	-.002	.026	-.065	-.11.
5				-.035					.007			
6		-.047			-.048			.108			-.067	
7						.015						
8	-.012	-.031	-.540	-.024	-.042	.038	.012	.099	.038	.034	-.053	-.10.
9								.109				
10				-.029					.017			
11										.042		
12					-.034			.116			-.056	
13												-.0..
14						-.032						
16			-.027		-.021		.037		.052		-.059	
18								.112				
20				-.040					.009			
22										.088		
24					-.023			.147			-.049	
26												-.0..
28						-.177						
32							.066				-.022	
36								.083				
40									.045			
44										.066		
48											-.020	
52												-....

\*\* Indique un intervalle de confiance à 1%.

\* Indique un intervalle de confiance à 5%.

valle. L'action stabilisatrice dans le cas du manganèse et du tungstène semble plus importante pour des sous-intervalles de 2 à 8 mois, et dans le cas du chrome, de 2 à 6 mois. Nous pouvons donc conclure que pour l'échantillon de prix étudiés il n'existe pas de forte fluctuation dans les prix et ceci semble une caractéristique majeure de la série.

### 5) *Conclusion*

L'analyse nous a permis de déterminer que la question de l'instabilité des prix des ressources a été exagérée. Que ce soit dû aux réactions de capitalisation des propriétaires de ressources ou à la structure monopolistique des marchés, les prix en termes réels des ressources sont restés remarquablement stables.

Toutefois, nous devons nuancer cette conclusion quelque peu. Il est possible que le point final  $T$  soit tellement éloigné que la rente de rareté ne représente pas encore une proportion assez importante du prix courant pour provoquer des changements significatifs dans les séries de prix. En examinant la situation du chrome et du tungstène on s'aperçoit qu'il est possible que ce soit le cas, car Landsberg, Fischman et Fisher<sup>37</sup> prévoient un épuisement rapproché des réserves mondiales et que leurs prix semblent beaucoup moins stables que le fer, apparemment plus abondant.

James J. McRAE,  
*Université de Guelph.*

---

37. Landsberg, Fischman et Fisher (1963, 438-451).

# RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ALEXANDER, S.S. (1961), « Price Movements in Speculative Markets : Trends or Random Walks », *Industrial Management Review* 2, 7-26 ; reprinted in COOTNER, P.H. (1964), *The Random Character of Stock Market Prices* (Cambridge, Mass. : M.I.T. Press).
- BARNETT, H.J. et MORSE, C. (1963), *Scarcity and Growth : The Economics of Natural Resource Availability* (Baltimore : Johns Hopkins).
- BRINEGAR, C.S. (1970), « A Statistical Analysis of Speculative Price Behavior », revised, *Food Research Institute Studies* 9, supplément, 1-58.
- GORDON, R.L. (1967), « A Reinterpretation of the Pure Theory of Exhaustion », *Journal of Political Economy*, 75, 274-286.
- GRANGER, C.W.J. et HATANKA, M. (1963), *Analysis of Economic Time Series* (Princeton : Princeton University Press).
- GRILICHES, Z. (1967), « Distributed Lags : A Survey », *Econometrica*, 35, 16-49.
- HERFINDAHL, O.C. (1967), « Depletion and Economic Theory », in GAFFNEY, M. (1967), *Extractive Resources and Taxation* (Madison : University of Wisconsin Press).
- HOTELLING, H. (1931), « The Economics of Exhaustible Resources », *Journal of Political Economy*, 39, 137-175.
- HOUTHAKKER, H. (1973), « Comments and Discussion », *Brookings Papers on Economic Activity*, 3, 571-572.
- KENDALL, M.G. (1953), « The Analysis of Economic Time Series — Part I : Prices », *Journal of the Royal Statistical Society*, 66, 11-25 ; reprinted in COOTNER, Ph. H. (1964), *The Random Character of Stock Market Prices* (Cambridge, Mass. : M.I.T. Press).
- LANDSBERG, H.H., FISCHMAN, L.L. et FISHER, J.L. (1963), *Resources in America's Future* (Baltimore : Johns Hopkins).
- LARSON, A.B. (1960), « Measurement of a Random Process in Futures Prices », *Food Research Institute Studies*, 1, 313-324 ; reprinted in COOTNER, P.H. (1964), *The Random Character of Stock Market Prices* (Cambridge, Mass. : M.I.T. Press).
- LARSON, A.B. (1967), « Price Prediction on the Egg Futures Market », *Food Research Institute Studies*, 7, supplément, 49-64.
- MCCULLOCH, J.H. (1975), « The Monte Carlo Cycle in Business Activity », *Economic Inquiry*, 8, 303-321.
- NORDHAUS, W.D. (1973), « The Allocation of Energy Resources », *Brookings Papers on Economic Activity*, 3, 529-570.
- POTTER, H. et CHRISTY, F.T. (1962), *Trends in Natural Resource Commodities : Statistics of Prices, Output, Consumption, Foreign Trade, and Employment in the United States, 1870-1957* (Baltimore : Johns Hopkins).
- ROSENBLUTH, G. (1976), « Economists and the Growth Controversy », *Canadian Public Society — Analyse des Politiques*, 2, 225-239.

- SCOTT, A.D. (1967), « The Theory of the Mine under Conditions of Certainty », in Gaffney, M. (1967), *Extractive Resources and Taxation* (Madison : University of Wisconsin Press).
- SOLOW, R.M. (1973), « Comments and Discussion », *Brookings Papers on Economic Activity*, 3, 572-574.
- SOLOW, R.M. (1974), « The Economics of Resources or the Resources of Economics », *American Economic Review*, Proceedings, 64, 1-14.
- U.S. BUREAU OF LABOR STATISTICS, *Wholesale Prices and Price Indexes* (Washington).
- WEINSTEIN, M.C. et ZECKHAUSER, R.J. (1974), « Use Patterns for Depletable and Recycleable Resources », *The Review of Economic Studies*, Symposium 67-88.
- WORKING, H. (1934), « A Random Difference Series for Use in the Analysis of Time Series », *Journal of the American Statistical Association*, 11-24.
- WORKING, H. (1958), « A Theory of Anticipatory Prices », *American Economic Review*, 58, 188-199.
- WORKING, H. (1960), « Note on the Correlation of First Differences of Averages in a Random Chain », *Econometrica*, 28, 916-918 ; reprinted in Cootner, P.H. (1964) *The Random Character of Stock Market Prices* (Cambridge M.I.T. Press).
- WORKING, H. (1967), « Tests of a Theory Concerning Floor Trading on Commodity Exchanges », *Food Research Institute Studies*, 7, supplément, 5-48.
- WORKING, H. (1974), « Measurement of Cycles in Speculative Prices », *Food Research Institute Studies*, 13, 37-59.